

CONSIDERACIONES SOBRE LOS FUNDAMENTOS Y DESARROLLO DE LA ECONOMETRIA

Antoni Espasa

Mayo, 1993

0. Introducción

Las consideraciones sobre los fundamentos y el desarrollo de la econometría que se realizan en este trabajo se agrupan en los siguientes puntos: definición de la Econometría, Teoría económica y datos económicos, la distribución de Haavelmo, el proceso reductor para la obtención de los modelos econométricos, exogeneidad y determinación de los parámetros de interés, esquema integrador de los modelos econométricos más usuales y diseño y evaluación de modelos.

1.- LA ECONOMETRIA

De acuerdo con Samuelson, Koopmans y Stone (1954), la Econometría se puede definir como la disciplina que trata del "análisis cuantitativo de los fenómenos económicos reales basados en el desarrollo concurrente de la teoría y la observación, relacionados por métodos apropiados de inferencia".

Un punto básico de la definición anterior reside en el término de "métodos apropiados de inferencia", lo que conduce al tema de los fundamentos estadísticos de la Econometría. Un planteamiento a fondo del problema se encuentra en el trabajo de Haavelmo (1944), "El enfoque probabilístico en Econometría", sobre el que Hendry et al. (1989) dicen que "merecidamente es considerado como el trabajo que constituyó a la Econometría moderna como una disciplina separada".

2.- TEORIA ECONOMICA Y DATOS ECONOMICOS

Para Haavelmo, las relaciones que describe la Teoría Económica no pueden ser exactas y lo que se desea son "teorías que sin involucrarnos en contradicciones lógicas directas, afirmen que las observaciones se agruparán como norma general en un subconjunto limitado del conjunto de todas las observaciones concebibles, al tiempo que sea consistente con la teoría que de tanto en tanto una observación esté fuera de ese subconjunto" (Haavelmo 1944, pág. 40).

En cuanto al realismo de las distribuciones probabilísticas utilizadas en el análisis de datos económicos, Haavelmo con mucha certeza afirma que no es necesario que las probabilidades sean reales para poder considerar las observaciones económicas como realizaciones de variables aleatorias, basta con que sean concebibles. Lo importante "no es si las probabilidades existen o no, sino si procediendo como si existieran (concibiéndolas en la mente), somos capaces de realizar afirmaciones sobre fenómenos reales que son correctas para fines prácticos" (Haavelmo (1944), pág. 43, el término entre paréntesis es añadido). En este sentido, Haavelmo insiste en que la experiencia demuestra que la pura noción hipotética

de distribución de probabilidades es útil para derivar afirmaciones de que la probabilidad de que una observación futura caiga en un determinado subconjunto de valores es casi uno.

La conclusión es que la correspondencia entre variables económicas y observaciones pasivas de la naturaleza puede verse como la correspondencia entre universo poblacional y muestra de la teoría probabilística. Es decir, los datos observados son una realización del esquema teórico estocástico que, en terminología más actual, podemos denominar proceso generador de datos (PGD). Esta visión probabilística de Haavelmo ha sido plenamente asumida por la Econometría moderna, en la que el PGD es el punto de partida par derivar todos los modelos econométricos. Así, en la concepción actual, los modelos econométricos sólo pueden justificarse en tanto en cuanto vengan derivados de dicho procedo, encontrando en él, en consecuencia, su fundamento estadístico.

3.- LA DISTRIBUCION DE HAAVELMO

Para desarrollar lo anterior hagamos referencia a un conjunto de observaciones como en (I.1), pero en un contexto más general, es decir, sin especificar las variables económicas a las que se refieren y, sobre todo, sin determinar si se trata de series temporales u observaciones sobre agentes individuales. Así, supóngase que -en la terminología de Haavelmo (1944), pág. 69- x_1, x_2, \dots, x_n , es un conjunto de n fenómenos económicos, y $(x_{1ti}, x_{2ti}, \dots, x_{nti})$ es un vector de observaciones conjuntas de dichos n fenómenos. Sea

$$\begin{pmatrix} x_{1t1} & x_{2t1} & \dots & x_{nt1} \\ x_{1t2} & x_{2t2} & \dots & x_{nt2} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ x_{1tN} & x_{2tN} & \dots & x_{ntN} \end{pmatrix} \quad (I.2)$$

un sistema de N observaciones correspondientes a los n fenómenos. El indicador t_i ($i = 1, \dots, N$) puede referirse a tiempo o a individuos. El sistema de nN valores precedente, puede considerarse -al igual que se hizo en el epígrafe anterior- "como un punto muestral E en el espacio muestral de nN variables aleatorias $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$, $t = t_1, \dots, t_N$," con una cierta función de distribución conjunta $P(\omega)$, en donde ω es un punto arbitrario en dicho espacio muestral. A tal supuesto Haavelmo lo denomina: "supuesto fundamental sobre la naturaleza

de los datos económicos", ya que "realmente es difícil concebir un caso en contradicción con este supuesto" (Haavelmo 1944, pág. 70).

Es decir, el sistema de (nN) valores observados que constituyen una muestra son vistos como una realización de nN variables aleatorias que siguen una determinada función de distribución conjunta, a la que Spanos (1989) denomina la distribución de Haavelmo.

En la Cowles Commission el "supuesto fundamental" de Haavelmo se vio como su gran aportación, y, así, por ejemplo, en la Monografía Díez (Koopmans (1950)) en la sección 1.2, se habla de la "Especificación de la distribución de todas las variables".

En términos prácticos, la distribución de Haavelmo puede considerarse como el "proceso generador de los datos", introducido anteriormente.

Con ello los fundamentos estadísticos de los modelos econométricos se encuentran en la función de distribución conjunta de los datos. No obstante, esta función resulta ser excesivamente compleja y es necesario simplificarla para que la inferencia con una única observación de las variables sea operativa. Este proceso simplificador debe realizarse según las orientaciones de la teoría y debe concluir con una distribución capaz de recoger las principales características de los datos.

En el proceso reductor se tiene en cuenta también la estructura de los datos, de modo que tal proceso sea lo más restrictivo posible, pero teniendo al mismo tiempo fuertes razones para creer que el conjunto de hipótesis admisibles, que se contienen sobre los datos en el espacio probabilístico resultante, incluye la hipótesis verdadera. A esto último se puede denominar como el principio de adecuación estadística (véase, por ejemplo, Hendry et al. (1989) y Spanos (1989)).

Tal como han señalado diversos autores es sorprendente que a pesar de la influencia de Haavelmo en la Cowles Commission, la econometría teórica y aplicada posterior no ha tomado durante muchos años como punto central en la investigación a dicha

distribución. No obstante, más recientemente ha habido una vuelta a Haavelmo. Este redescubrimiento de Haavelmo está en la orientación econométrica denominada LSE.

Artículos sobre la aportación de Haavelmo o la conexión de la metodología mencionada con él se encuentran en Spanos (1986), (1988), (1989) y Hendry et al. (1989). Asimismo, en Raymond (1992) se realiza una reflexión profunda sobre la evolución histórica de los modelos econométricos, en la que se analiza la influencia de la Cowles Commission y, en concreto, la importancia que en ella tuvieron los trabajos de Haavelmo.

4.- PROCESO REDUCTOR PARA LA OBTENCION DE LOS MODELOS ECONOMETRICOS

La estrategia de reducción que se desea sistematizar parte del proceso generador de datos, que en un sentido amplio puede definirse -véase Granger (1990) págs. 6 a 8- como la distribución conjunta de todas las variables que determinan y representan todas las decisiones de todos los agentes económicos. Estas decisiones básicas constituyen millones y millones de variables, por lo que en el análisis económico se procede a trabajar con variables que han sufrido un proceso previo de agregación sobre individuos -agregación transversal- o a lo largo del tiempo -agregación temporal.

En un determinado estudio empírico estas variables agregadas se pueden agrupar en tres conjuntos: (1) el vector Y_t , que recoge aquellas variables que se quieren explicar y que podemos denominar variables de interés, (2) el vector Z_t , que recoge aquellas variables que se utilizan para explicar Y_t y (3) S_t el vector correspondiente a las variables restantes.

Si se denomina W_t al vector

$$W_t = (Y'_t, Z'_t, S'_t)',$$

tenemos que el verdadero proceso generador de datos definido anteriormente se puede aproximar por la distribución conjunta de todos los vectores W_t :

$$D_w (W_1, \dots, W_T/W_0; \psi^{(0)}), \quad (\text{II.2})$$

donde T es el número de observaciones sobre W, W_0 representa las condiciones iniciales y $\psi^{(0)}$ el vector de parámetros relevante, que para recoger el hecho de que sus elementos corresponden a parámetros que pueden cambiar con t, representamos el vector como $\psi^{(t)}$. Esta función puede identificarse con la función de distribución de Haavelmo. Esta función es extraordinariamente amplia y compleja por lo que es necesario aplicar sobre ella el proceso reductor.

Los pasos a seguir en el proceso reductor los podemos clasificar de la siguiente forma:

- (0) El proceso generador de datos (PGD)
- (1) Marginalización del PGD respecto a las variables que no entran en el estudio del problema considerado.
- (2) Condicionización según la recursividad temporal.
- (3) Restricciones de homogeneidad.
- (4) Restricciones distribucionales.
- (5) Restricciones en la dependencia de los datos (memoria).
- (6) Condicionización contemporánea.

(1) Marginalización del PGD respecto a las variables que no entran en el estudio del problema considerado.

Del vector W_t sólo se van a considerar en el análisis las variables Y_t y Z_t que se pueden agrupar en el vector

$$X_t = (Y'_t, Z'_t)', \quad (\text{II.3})$$

por tanto, el modelo econométrico sobre X_t se ha de basar en marginalizar $F_w(\cdot)$ respecto a las variables S_t . Con ellos se obtiene la función de distribución de $X = (X_1, X_2, \dots, X_T)$ como:

$$D_x (X_1, \dots, X_T/ X_0; \theta^{(0)}) = \int D_w (W_1, \dots, W_T/W_0; \psi) d D_s \{S_0, \dots, S_T\}, \quad (\text{II.4})$$

donde $\theta^{(0)}$ es un vector de funciones del vector de parámetros $\psi^{(0)}$.

Tras los procesos de agregación, transversal y temporal, y de marginalización respecto a las variables que no intervienen en un determinado problema económico, el proceso generador de datos en cuestión puede verse como la distribución conjunta en las correspondientes variables teóricas (poblacionales). Las relaciones o funciones estocásticas entre las variables económicas que se derivan de tal función de distribución conjunta son múltiples, y el objetivo de la Teoría Económica es "realizar elecciones provechosas de tales formas", que, a su vez, deberán tener en cuenta las características de los datos, de modo que las funciones estocásticas resultantes sean teóricamente coherentes y compatibles con los datos. Estas funciones estocásticas, o una reformulación de las mismas, constituyen los modelos econométricos.

(2) Condicionización según la recursividad temporal

En variables observadas a lo largo del tiempo, parece natural suponer que el futuro no influye en el pasado, con lo que utilizando la notación

$$X_t^j = (X_j', X_{j+1}', \dots, X_t')', \quad t > j \geq 1 \quad (\text{II.5})$$

X_T^1 recoge todos los datos de la muestra, y

$$X_{t-h}^+ = \begin{pmatrix} X_0 \\ X_{t-h}^1 \end{pmatrix}, \quad (\text{II.6})$$

es una submuestra que incluye las condiciones iniciales X_0 , con lo que se puede escribir

$$D_x (X_T^1/X_0; \theta^{(0)}) = D(X_T/X_{T-1}^1, X_0; \lambda_T) \cdot D(X_{T-1}^1/X_0; \delta^{(0)}) \quad (\text{II.7})$$

y repitiendo este proceso de factorización respecto a $X_{T-1}^1, X_{T-2}^1, \dots, X_1$ se obtiene

$$D_x (X_T^1/X_0; \theta^{(0)}) = \prod_{t=1}^T D(X_t/ X_{t-1}^+; \lambda_t). \quad (\text{II.8})$$

En (II.8) el vector $\lambda^* = (\lambda_1', \dots, \lambda_T')' = f(\theta^{(0)})$, es una función de $\theta^{(0)}$.

(3) Restricciones de homogeneidad.

En (II.8) las funciones de densidad condicional son heterogéneas en el tiempo y dado que hay una única observación de todas las variables, la reducción es imprescindible. Usualmente la restricción que se incorpora es que los parámetros λ_t no son dependientes del tiempo, es decir, $\lambda_t = \lambda$. Con ello,

$$D_x (X_T^1/X_0; \theta) = \prod_{t=1}^T D(X_t/ X_{t-1}^+; \lambda). \quad (\text{II.9})$$

Obsérvese que esta restricción recogida en (II.9) normalmente implicará que los coeficientes de las esperanzas matemáticas condicionales son constantes, pero abarca también la situación conocida en la literatura como modelos con coeficientes que varían de forma estocástica, pues entonces en tales modelos existen unos "meta-parámetros" que son constantes, y se recogen en el vector λ .

En modelos dinámicos la expresión (II.9) se cumple con la hipótesis de estacionariedad. La falta de estacionariedad tendrá que abordarse en función del tipo de no-estacionariedad presente en los datos. Así, si ésta consistiese en la presencia de un vector de medias determinísticas no estacionarias, esto implicaría la sustitución del subvector de parámetros en el vector λ que recoge las ordenadas en el origen, por funciones adecuadas de tiempo.

Una no estacionariedad debida a raíces unitarias implicará muchas veces una reparametrización del modelo en términos de, modelos en diferencias, modelos con mecanismos de corrección del error, sistemas cointegrados (Phillips (1991)) o modelos estructurales los componentes no observables (Harvey (1989)). En los dos primeros casos la formulación del modelo es directamente sobre variables estacionarias y en el tercer caso es también posible una reformulación en tal sentido. Así, los modelos con raíces unitarias pueden reformularse y verse como modelos sobre variables transformadas que son estacionarias. En estos casos los fundamentos para la inferencia pueden ser más complejos, pero en tanto en cuanto el sistema se estime incorporando la información sobre las raíces unitarias presentes, los estimadores resultantes tienen propiedades asintóticas óptimas, y los contrastes de hipótesis pueden realizarse mediante los procedimientos habituales (véase Phillips (1991) y Banerjee et al. (1992)).

La falta de estacionariedad en los segundos momentos inducirá, normalmente, que los parámetros del modelo dependan del tiempo y habrá que afrontarlo mediante esquemas variables en función de unos meta-parámetros estables.

(4) Restricciones distribucionales.

Generalmente la restricción utilizada es la de expectativas condicionales lineales procedentes de una función de densidad normal. En bastantes casos en los que los datos no cumplen tal restricción, una transformación de los mismos, mediante el empleo de logaritmos, ratios, transformaciones de Box-Cox, puede hacer que los datos transformados cumplan la hipótesis de linealidad condicional normal. En tal caso $D(X_t/X_{t-1}^+; \lambda)$ en (II.9) se puede formular como

$$X_t/X_{t-1}^+ \sim N(\mu, \Omega), \quad (\text{II.10})$$

y el vector λ que se recoge en (II.9) incorpora los parámetros del vector μ y de la matriz Ω que no son redundantes.

En la formulación de las restricciones distribucionales es conveniente establecer dos niveles. (a) la forma de la función de la esperanza matemática condicional, con lo que a partir de ella se puede definir

$$a_t = X_t - E(X_t/X_{t-1}^+), \quad (\text{II.11})$$

que es una innovación respecto a X_{t-1}^+ , y (b) la función de distribución condicional de las innovaciones. Ciertamente, si $D_x(X_T^1/X_0; \theta)$ sigue una función de distribución multinormal, se cumple que:

(a) $E(X_t/X_{t-1}^+)$ es lineal, y

(b) $a_t/X_{t-1}^+ \sim N(0, \Omega)$.

Pero para que se cumpla (a) -condicionalidad lineal- no es necesario la normalidad de $D_x(\cdot)$.

Lo anterior supone que la varianza condicional tiene una forma funcional muy concreta: es constante. Sin embargo, esto puede también generalizarse. No obstante, en lo que sigue supondremos, para simplificar la exposición, que la varianza condicional es constante.

Lo que se lleva dicho pone de manifiesto que la formulación de modelos no lineales y dinámicos a partir de $E(X_t/X_{t-1}^+)$ es posible dentro de este contexto que estamos desarrollando. Sin embargo, en la inferencia sobre tales modelos se presentan enormes problemas a no ser que la función no lineal y la estructura dinámica sean conocidas a priori. Por eso, cuando la linealidad condicional normal no se cumple en los datos -o en una transformación de los mismos- es, en general, muy difícil detectar la estructura no lineal y la función de densidad que los datos requieren.

En tales casos se podría proceder sin realizar ningún supuesto sobre la forma funcional de la distribución conjunta, a través de modelos no paramétricos. Pero en dichas circunstancias si el número de variables es alto el análisis no-paramétrico requiere un elevadísimo número de observaciones, que no suele estar disponible en variables económicas.

Por eso, el futuro de la Econometría no paramétrica es de aplicación muy limitada excepto, quizás, para series financieras de observación en tiempo continuo, prácticamente. Sin embargo, entre la completa descripción de las funciones de distribución de los datos y la ausencia de supuestos sobre su forma funcional, existe una situación intermedia que consiste en formular ciertos aspectos de la función de densidad, por ejemplo, la esperanza matemática condicional, y no otros, pero continuando estando interesado en ellos, con lo que se concluye en modelos semiparamétricos.

La aplicación de la Econometría semiparamétrica requiere muchas observaciones, pero menos que la correspondiente formulación no-paramétrica, por lo que su implantación es factible, sobre todo con datos financieros intra-diarios o muestras de corte transversal sobre miles de agentes económicos. Ciertamente las aplicaciones econométricas semiparamétricas son muy escasas, no obstante en Robinson (1991) se comentan ciertas aplicaciones de sus colaboradores. Sin embargo, un gran obstáculo actual para su aplicación es el desconocimiento de la técnica entre los economistas. En este sentido Delgado y Robinson (1992) presentan un repaso muy útil de los métodos no-paramétricos y semiparamétricos "con la esperanza de que a medida que la metodología sea más conocida y mejor entendida, pasará a ser más usada por los economistas en sus aplicaciones empíricas".

El desarrollo que sigue será exclusivo sobre la Econometría paramétrica.

(5) Restricciones en la dependencia de los datos (memoria).

La hipótesis utilizada en el modelo de regresión clásico de que las observaciones son independientes, no se aplica, ciertamente, a las series temporales, por lo que tal hipótesis de independencia debe substituirse por alguna forma de independencia asintótica. A este tipo de restricciones Spanos (1986) las clasifica en una categoría que denomina "memoria". En la presencia de raíces unitarias tal independencia asintótica se refiere a las variables transformadas que, como se ha indicado, son estacionarias.

Una forma de introducir esa independencia asintótica es truncando la longitud de los retardos sobre los cuales se condiciona en (II.9), es decir, aproximando en (II.10) X_{t-1}^+ por X_{t-1}^{t-1} , en donde t es el orden del mayor retardo considerado. Con ello (II.9) se convierte en

$$D_X(X_T^1/X_0; \theta) = \prod_{t=1}^T D(X_t/X_{t-1}^{t-1}; \lambda). \quad (\text{II.12})$$

Otra forma más general de introducir esa independencia asintótica es mediante la hipótesis de ergodicidad e invertibilidad. En procesos estacionarios gaussianos la ergodicidad implica que las autocorrelaciones o correlaciones entre variables tienden a cero a medida que el desfase entre las variables tiende a infinito y la invertibilidad implica que eso se puede obtener mediante formulaciones autorregresivas, posiblemente de orden infinito, pero convergentes.

Como cuestión de notación y cuando sea conveniente explicitar que el condicionamiento respecto al pasado cumple las hipótesis de ergodicidad e invertibilidad, pondremos el superíndice "e" sobre el conjunto respecto al que se condiciona.

Así, con tal supuesto, la expresión (II.9) toma la forma:

$$D_X(X_T^1/X_0; \theta) = \prod_{t=1}^T D(X_t/X_{t-1}^{+e}; \lambda). \quad (\text{II.13})$$

Con las hipótesis recogidas en II.1.1 a II.1.5 el modelo

$$X_t = E(X_t/X_{t-1}^{+e}) + e_t, \quad (\text{II.14})$$

que se deriva de la distribución conjunta $D_X(X_T^1/X_0; \theta)$, es operativo y puede estimarse con una única realización de variables.

Sin embargo, en $D_X(X_T^1/X_0; \theta)$ es posible continuar el proceso de condicionalización, pero realizándolo ahora sobre variables contemporáneas, tal como se ilustra en el punto siguiente.

(6) Condicionalización contemporánea.

Utilizando la notación introducida en (II.3), es posible condicionalizar Y_t , respecto al pasado, X_{t-1}^+ , y a los valores contemporáneos de Z_t . Así,

$$\begin{aligned} D_X(X_T^1/X_0; \theta) &= D_X(Y_T^1, Z_T^1/X_0; \theta) = \prod_{t=1}^T D(Y_t, Z_t/X_{t-1}^+; \lambda) = \\ &= \prod_{t=1}^T D(Y_t/Z_t, X_{t-1}^+; \lambda_1) D(Z_t/X_{t-1}^+; \lambda_2). \end{aligned} \quad (\text{II.15})$$

Es decir, se ha factorizado $D(Y_t, Z_t/X_{t-1}^+; \lambda)$ de la forma:

$$D(Y_t, Z_t/X_{t-1}^+; \lambda) = D(Y_t/Z_t, X_{t-1}^+; \lambda_1) D(Z_t/X_{t-1}^+; \lambda_2). \quad (\text{II.16})$$

La descomposición que aparece en (II.15) es siempre posible y, por tanto, sin ningún tipo de pérdida de generalidad respecto a (II.13).

La utilidad de esta descomposición radica en que X_t es un vector de dimensión n y sólo se está interesado en el explicar el comportamiento del subvector Y_t , de dimensión m , en función de otras k ($k = n-m$) variables Z_t . En tal situación, se puede pensar en no abordar la modelización a partir de $D(Y_t, Z_t/X_{t-1}^+; \lambda)$ sino restringirse a realizar la modelización a partir de $D(Y_t/Z_t, X_{t-1}^+; \lambda_1)$ ignorando la función de densidad marginal de Z_t . Esto simplifica el problema de modelización ya que en vez de operar con el sistema de n ecuaciones que se deriva de $D(X_t/X_{t-1}^+; \lambda)$ se opera con un sistema de $(n-k)$ ecuaciones.

Sin embargo, tal proceder implicará, normalmente, una pérdida de generalidad y el problema que se plantea es señalar las condiciones bajo las que es posible utilizar solamente la función de densidad condicional, $D(Y_t/Z_t, X^{+e}_{t-1}; \lambda_1)$, sin que eso acarree una pérdida de información. Esto conduce al tema de exogeneidad que se trata más adelante.

Con los supuestos incluidos en II.1.5 a II.1.5 se derivaba el modelo (II.14), ahora añadiendo el supuesto de condicionalidad contemporánea se obtiene:

$$Y_t = E(Y_t/Z_t, X^{+e}_{t-1}) + e_t. \quad (\text{II.17})$$

(7) El proceso reductor en datos de corte transversal o de panel.

El proceso reductor ha sido descrito poniendo cierto énfasis en su aplicación a datos de series temporales, pero es igualmente aplicable a datos de corte transversal o de panel. Una interesante discusión para el caso de panel se encuentra en Spanos (1988).

Conclusión.

La discusión precedente ha puesto de manifiesto que los modelos econométricos se derivan de la distribución conjunta de los datos -"supuesto fundamental sobre la naturaleza de los datos económicos"- aplicando un proceso simplificador a partir de una distribución plenamente general. Este proceso incorpora las orientaciones de la teoría económica y a su vez tiene en cuenta las características fundamentales de los datos. Así pues, presenta un contexto general en el que encuadrar los temas de la Teoría Econométrica, dotándolos del fundamento estadístico necesario.

El procedimiento es válido tanto para datos de series temporales como de corte transversal o de panel.

En los datos de series temporales es deseable, dada la dependencia que se

encuentra en tales datos, una condicionalización basada en la recursividad temporal, con lo que introduciendo solamente los supuestos de homogeneidad, distribucionales y de memoria pertinentes, se puede formular el modelo recogido en (II.14), como modelo más general para el análisis. Este modelo genera unas innovaciones e_t y la desviación estándar de las mismas pasa a ser el punto de referencia con el que comparar las desviaciones estándares innovacionales de otros modelos más restrictivos.

Si a las hipótesis anteriores se añade la de condicionalización contemporánea se obtiene, para cualquier tipo de datos, el modelo (II.17), que en el contexto del análisis condicional contemporáneo pasa a ser la hipótesis general mantenida sobre Y_t .

Todo este proceso pone de manifiesto que, tanto en (II.14) como (II.17) los residuos no son autónomos, sino derivados del proceso generador de los datos, es decir, de las características aleatorias de las variables económicas. En otras palabras, la aleatoriedad genuina o de partida no está en los residuos, que luego se la contagian a las variables, sino en las variables mismas, de modo que de ellas se derivan los residuos aleatorios.

5.- EXOGENEIDAD Y DETERMINACION DE LOS PARAMETROS DE INTERES

En lo que antecede se ha ilustrado cómo la condicionalización contemporánea simplifica el problema. No obstante, con tal condicionalización lo que se pretende principalmente es concentrar la atención en los parámetros de interés que determina la teoría económica, determinación que se realiza, normalmente, buscando aislar parámetros invariantes. Así, por ejemplo, el conjunto de parámetros que aparece en $E(X_t/X_{t-1}^{+e})$ en el modelo (II.14), puede contener elementos variantes, pero puede ocurrir que determinadas funciones de ellos no lo sean. Este intento de aislar invariantes se realiza utilizando los resultados que proporciona la teoría económica, siendo en ello básico la elección del conjunto informativo -dígase D_t - sobre el que se condiciona. Así, tanto (II.14) como (II.17) se pueden representar como:

$$X_t = E(X_t/D_{1t}) + e_{xt} \quad y \quad (II.24)$$

$$Y_t = E(Y_t/D_{2t}) + e_{yt}, \quad (II.25)$$

en donde $D_{1t} = (X^{+e}_{t-1})$ y $D_{2t} = (Z_t, X^{+e}_{t-1})$.

En (II.25) el conjunto informativo relevante no viene sugerido exclusivamente por la teoría, sino también por la naturaleza de los datos, que es quien básicamente ha determinado los supuestos de homogeneidad, distribucionales y de memoria en el proceso reductor. La modelización realizada en (II.24) y (II.25) se obtiene a partir de la naturaleza estocástica de las variables eligiendo apropiadamente el conjunto informativo condicionante D_t .

La condicionalización debida a la recursividad temporal no ofrece, como se comentó en su momento, especial controversia, ya que las condicionalizaciones alternativas llevan a que el presente dependa del futuro. Sin embargo, en la condicionalización contemporánea las condicionalizaciones alternativas pueden importar en un mundo que puede cambiar hacia el futuro, y se trata de elegir la condicionalización con parámetros invariantes (estructurales). Este aspecto es importante, ya que puede ocurrir que la inversión de un modelo econométrico, dígase de demanda de dinero, para obtener otro, por ejemplo, un modelo de determinación de precios a partir del modelo de demanda anterior, sea inválida (véase Hendry y Ericsson (1991)).

La condicionalización contemporánea recogida en (II.16) se realiza para derivar de ella, ignorando la función de densidad marginal de Z_t , el modelo (II.25). Para estudiar bajo qué condiciones el modelo (II.25) se obtiene sin pérdida de generalidad en cuanto a las variables Y_t , que en él se determinan, es necesario discutir los diferentes conceptos de exogeneidad que se formulan en Engle et al. (1983), que se corresponden a los diferentes objetivos que se pretendan en la modelización.

Esto último es muy importante en el análisis econométrico. No existen variables con un status de exógenas. Tal propiedad depende del tipo de análisis que se quiere realizar. Que una variable es exógena implica que tal variable puede considerarse como dada para el propósito que se pretende, pero tal condición de poder ser considerada como dada depende del propósito en el que se esté involucrado. Así, una variable puede ser exógena para unos fines pero no para otros.

Con fines de inferencia condicional, el concepto relevante es de exogeneidad débil. Para definirlo es necesario precisar sobre qué parámetro o parámetros, denominados de interés, φ , se quiere realizar la inferencia. Con ello se dice que las variables Z en (II.16) son débilmente exógenas para la inferencia sobre los parámetros de interés si:

$$D(Y_t, Z_t/X_{t-1}^{+e}; \lambda) = D(Y_t/Z_t, X_{t-1}^{+e}; \lambda_1) D(Z_t/X_{t-1}^{+e}; \lambda_2). \quad (\text{II.16})$$

(a) los conjuntos paramétricos λ_1 y λ_2 no tienen elementos comunes y además son de variación libre, es decir, no están sometidos a restricciones cruzadas entre ellos,

(b) el conjunto de parámetros de interés es función exclusivamente de λ_1 .

Esta exogeneidad débil va referida por tanto a parámetros de interés, pudiendo darse el caso de que una variable sea exógena respecto a φ_i pero no respecto a φ_j .

Para fines de predicción la exogeneidad débil no es suficiente, ya que si Y_{t-j} influye en Z_t , tal como es posible en la distribución marginal de Z_t en (II.16), ésta no se podrá considerar como dada en la predicción de Y . La exogeneidad en la predicción requiere que la función de distribución conjunta se pueda factorizar de la forma:

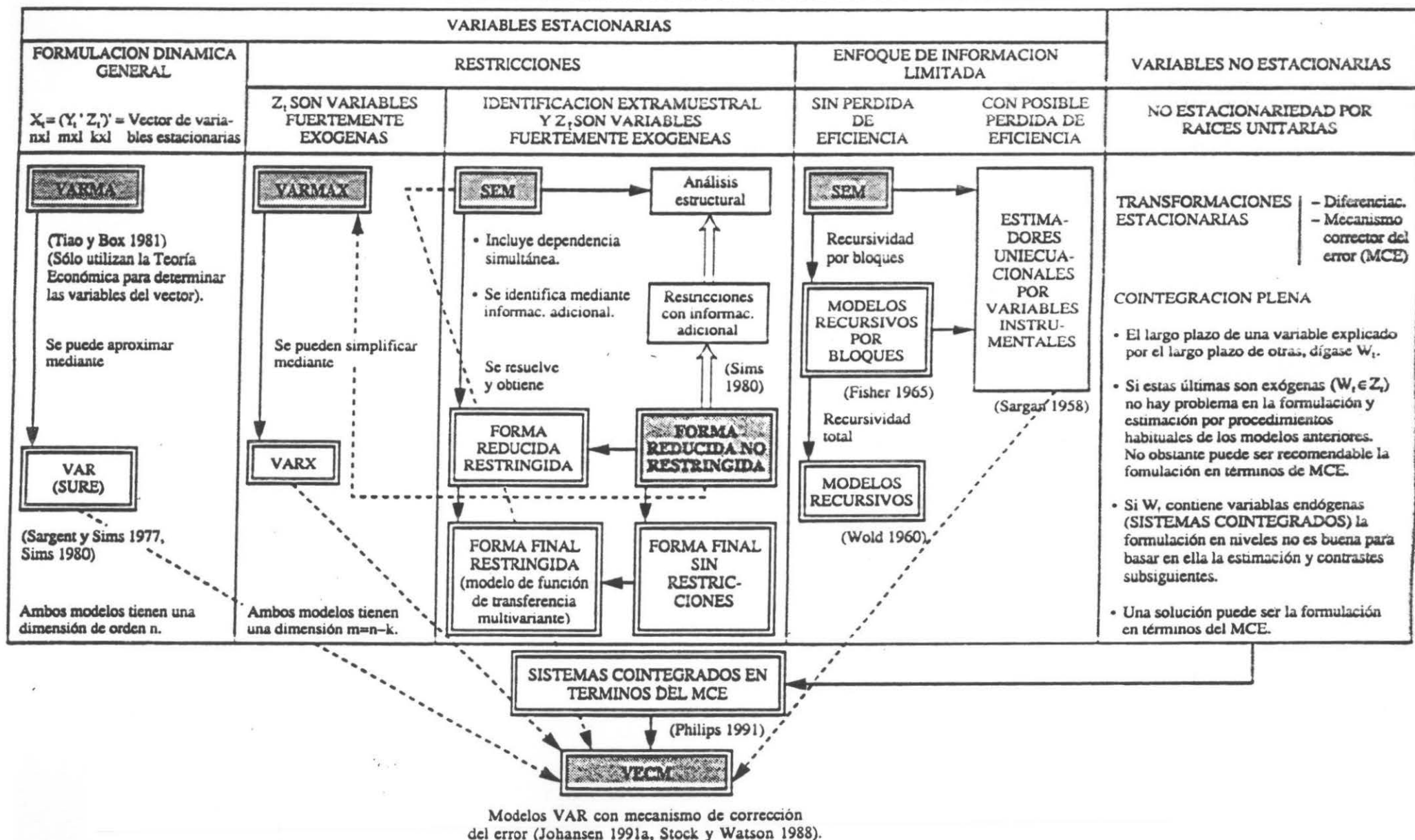
$$D(Y_t, Z_t/X_{t-1}^{+e}; \lambda) = D(Y_t/Z_t, X_{t-1}^{+e}; \lambda_1) D(Z_t/X_{t-1}^{+e}; \lambda_2). \quad (\text{II.28})$$

Para fines de simulación y control es necesario que las variables Z sean superexógenas ante la clase de intervenciones o cambios que se van a hacer en su función de densidad marginal. Para mantener esta exposición dentro de unos límites razonables obviaré desarrollar este concepto.

6.- ESQUEMA INTEGRADOR DE LOS MODELOS ECONOMÉTRICOS MÁS USUALES

Con todo el preámbulo realizado en los tres epígrafes anteriores es posible

MODELOS ECONOMETRICOS LINEALES DE SERIES TEMPORALES



presentar un esquema sintetizador de los modelos econométricos lineales más usuales, que se recoge en el cuadro 1, tomado de Espasa y Cancelo (1992).

(1) Modelos sin restricciones de teoría económica.

Con las restricciones (1) a (5) del proceso reductor comentadas anteriormente se concluía con el prototipo de modelo recogido en (II.14). La información teórica que se utiliza en su formulación se reduce a especificar los elementos del vector X , por lo que implícitamente se está señalando los elementos del vector S_t sobre los que se está marginalizando. Aceptado el supuesto de marginalización respecto a S_t , (II.14) es el modelo más general con el que se va a trabajar. Debido a la escasa implicación que tiene la teoría económica en la formulación de estos modelos, su desarrollo se ha producido fundamentalmente en el campo de la Estadística, en la rama de Series Temporales, y su introducción se encuentra en Quenouille (1957).

Bajo las hipótesis de linealidad y ergodicidad recogidas en (II.14) se tiene que

$$E(X_t/X_{t-1}^e) = \Phi_1 X_{t-1} + \dots + \Phi_p X_{t-p} - \Theta_1 e_{t-1} - \dots - \Theta_q e_{t-q},$$

en donde

$$\Phi_j = \begin{pmatrix} \phi_{11}^j & \phi_{12}^j & \dots & \phi_{1n}^j \\ \cdot & & & \cdot \\ \cdot & & & \cdot \\ \phi_{n1}^j & \dots & \dots & \phi_{nn}^j \end{pmatrix} \quad y$$

$$\Theta_h = \begin{pmatrix} \theta_{11}^h & \dots & \theta_{1n}^h \\ \cdot & & \cdot \\ \cdot & & \cdot \\ \theta_{n1}^h & \dots & \theta_{nn}^h \end{pmatrix},$$

con lo que denominando

$$\Phi_p(L) = I - \Phi_1 L - \dots - \Phi_p L^p, \quad y \quad (\text{II.42.a})$$

$$\Theta_q(L) = I - \Theta_1 L - \dots - \Theta_q L^q \quad (\text{II.42.b})$$

se tiene que

$$\Phi_p(L) X_t = \Theta_q(L) e_t, \quad (\text{II.43})$$

que es la formulación compacta del modelo ARMA multivariante de orden (p,q) o modelo VARMA (p,q).

De (II.43) se obtiene, bajo la hipótesis de invertibilidad, que

$$[\Theta_q(L)]^{-1} \Phi_p(L) X_t = e_t,$$

con lo que utilizando la aproximación

$$[\Theta_q(L)]^{-1} \Phi_p(L) \approx \Phi_r(L),$$

se tiene

$$\Phi_r(L) X_t = e_t, \quad (\text{II.44})$$

que es un modelo autorregresivo vectorial y se denomina VAR (r). Este modelo se deduce directamente de (II.14) empleando la hipótesis de truncamiento temporal en la restricción de dependencia del proceso reductor. Esta obtención directa del VAR a partir de (II.14) no explicita la condición de invertibilidad, lo que ha llevado en muchas ocasiones a un uso indebido de estos modelos.

El uso de los modelos VAR en economía ha sido defendido por Sargent y Sims (1977) y Sims (1980) y durante la década de los ochenta han encontrado una respuesta relativamente amplia dentro de la profesión.

Esta popularidad de los modelos VAR frente a los modelos VARMA, se debe, en gran parte, a que la estimación de un VAR sin restricciones se puede realizar sin pérdida de eficiencia mediante la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios, ecuación por ecuación.

(2) Modelos con la restricción de variables exógenas.

Si la teoría económica determina los parámetros de interés dentro del vector λ de la función de distribución conjunta que aparece en (II.13), es posible que en el vector X_t exista un subvector de variables exógenas. Excepto allí donde sea necesario, se utilizará simplemente el término "exógenas" sin precisar si son exógenas débiles, fuertes o superexógenas. La presencia de variables exógenas conlleva que sea posible la condicionalización contemporánea sin pérdida de generalidad, con lo que el prototipo de modelo que se obtiene es el recogido en (II.17), que se diferencia de (II.14) en que ahora en el conjunto informativo condicional se añade Z_t . Con eso la expectativa $E(Y_t/Z_t, X^{+c}_{t-1})$ diferirá de (II.42) para el subvector Y_t en X_t , en que ahora, además de lo explicitado en (II.42), aparecen también términos $\beta_0 Z_t$, donde β_0 es una matriz $m \times k$. Con ello agrupando los distintos términos adecuadamente se obtiene

$$\Phi_p(L) Y_t = \beta_s(L) Z_t + \Theta_q(L) e_t. \quad (\text{II.45})$$

En la literatura estadística de series temporales a estos modelos se les denomina VARMAX,

en donde la X que aparece en tal denominación hace referencia a que el modelo VARMA, respecto a las variables endógenas Y , está ampliado con variables explicativas exógenas¹.

En la derivación que se ha realizado del modelo VARMAX para las variables Y_t queda muy claro que es un modelo restringido respecto al modelo VARMA correspondiente a X_t , ya que el primero incorpora la restricción de exogeneidad. Sin embargo, la terminología VARMAX, o la de "modelos multivariantes de función de transferencia con múltiples inputs y múltiples outputs" empleada en Jenkins (1979), puede inducir confusión pues presentan el modelo VARMAX sobre Y_t como un modelo más general que el modelo VARMA sobre Y_t ("modelos estocásticos multivariantes con múltiples outputs" según Jenkins (1979)). Esto último es obvio. La confusión puede venir por el hecho de que el modelo VARMA sobre Y_t se obtiene marginalizando el proceso generador de los datos respecto a Z_t , aspecto claramente inadecuado, que se pone de manifiesto al considerar los modelos VARMAX en los aparecen las variables Z_t .

El comentario anterior sirve para ilustrar la importancia del paso de la marginalización en el proceso reductor que se realiza en todo análisis aplicado. Esta es una decisión que afecta a todas las etapas restantes del proceso reductor y un cambio sobre el conjunto de variables sobre las que se ha marginalizado, implica revisar todo el proceso reductor. No hacerlo puede llevar a finalizar el análisis con la elección del modelo VARMAX sobre el modelo VARMA respecto a las variables Y_t , en una comparación entre ambos, cuando la hipótesis de exogeneidad del VARMAX sea inaceptable. Considerar el modelo VARMAX como el más general puede suponer una negligencia en el analista, introduciendo una restricción de exogeneidad sin percatarse de ello.

Si en (II.17) el término $E(Y_t/Z_t, X^{+c}_{t-1})$ se reemplaza por $E(Y_t/Z_t, X^{t-1}_{t-1})$ haciendo uso de la hipótesis de truncamiento temporal en la restricción de dependencia se concluye con el modelo

¹ En la literatura de series temporales se suele utilizar la letra X para representar el vector de variables que se toma como dado en el análisis. Nosotros por contra venimos utilizando la letra Z .

$$\Phi_p(L) Y_t = \beta_s(L) Z_t + e_t, \quad (\text{II.46})$$

que se denomina modelo VARX.

Al igual que lo dicho para los modelos VAR y VARMA, se tiene que en la práctica económica los modelos VARX son mucho más populares que los VARMAX.

En (II.46) se puede despejar Y_t con lo que se obtiene:

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + \beta_s(L) Z_t + e_t, \quad (\text{II.47})$$

que, en terminología econométrica, es un modelo de forma reducida propiamente dicho, ya que incluye variables exógenas. En él, el residuo es ruido blanco, pero si existen factores comunes entre $\Phi_p(L)$ y $\beta_s(L)$ se podría reformular (II.47) con un residuo autorregresivo.

De (II.45) se obtiene

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + \beta_s(L) Z_t + \Theta_q(L) e_t, \quad (\text{II.48})$$

en donde el residuo sigue un proceso vectorial de medias móviles. Ciertamente dichas medias móviles se pueden aproximar mediante un esquema autorregresivo y eliminarlo del componente residual ampliando adecuadamente $\Phi_p(L)$ y $\beta_s(L)$. La utilización del esquema resultante -que será del tipo (II.47)- o de (II.48) se reduce a un problema de parquedad en la parametrización.

(3) Modelos identificados con restricciones teóricas: MODELOS ESTRUCTURALES.

Los modelos VARMAX han sido derivados a partir del siguiente esquema:

$$Y_t = E(Y_t / Z_t, X_{t-1}^c, X_0) + e_t, \quad (\text{II.50})$$

que podemos representar más escuetamente como

$$Y_t = \mu_t + e_t, \quad (\text{II.51})$$

en donde μ_t , que es una esperanza matemática condicional, es ortogonal a las innovaciones e_t . Si denominamos a μ_t a la parte sistemática del modelo, tenemos que en (II.51) la parte sistemática es ortogonal a las innovaciones. De forma similar, se han derivado los modelos VARMA. Por su modo de derivación a ambos modelos podemos denominarlos modelos estadísticos, pues proceden directamente de una distribución condicional.

Por otra parte, los modelos teóricos, a los que denominaremos modelos estructurales, pueden tener una formulación distinta a la representada en (II.50). Tales modelos teóricos se pueden escribir como:

$$Y_t = F(\tilde{X}_t, X_{t-1}^+; \gamma) + a_t, \quad (\text{II.52})$$

en donde \tilde{X}_t indica que en la ecuación para y_i ($j=1, \dots, m$) el vector \tilde{X}_t se obtiene excluyendo de X_t la variables y_{jt} .

Si nos fijamos en una ecuación de este sistema, que sin pérdida de generalidad puede ser la primera, partiendo Y_t como $(y_{1t} \tilde{Y}_t)'$ tenemos que

$$y_{1t} = f_1(\tilde{Y}_t, Z_t, X_{t-1}^+; \gamma_1) + a_{1t}, \quad (\text{II.53})$$

en donde $f_1(\cdot)$ puede no ser la $E(y_{1t}/\tilde{Y}_t, Z_t, X_{t-1}^+)$, en cuyo caso, la parte sistemática de (II.53) $-f_1(\cdot)-$ no es ortogonal con a_{1t} . Es decir, los modelos estructurales se formulan según los dictámenes de la teoría sin una preocupación por la ortogonalidad, característica que se da en los modelos estadísticos, por lo que, la parte sistemática de un modelo estructural puede no ser ortogonal con la innovación. Si no existe tal ortogonalidad, la estimación de los parámetros del modelo ha de realizarse con variables instrumentales. En estos modelos la falta de ortogonalidad se da por la dependencia simultánea entre las variables que se permite en (II.53).

Si F es lineal existe una reformulación del modelo

$$y_{it} = E(Y_{it}/D_t) + \varepsilon_t, \quad (\text{II.54})$$

en la que D_t es ortogonal a ε_t y en donde los parámetros de $E(y_{it}/D_t)$ son los de $f_1(\tilde{Y}_t, Z_t, X_{t-1}^+)$.

Los parámetros estructurales se podrán estimar si se dispone de suficientes variables instrumentales, derivadas de la existencia de restricciones (teóricas) sobre los parámetros. Sin que aquí se entre en ello, el problema de identificación estructural es un problema de disponer de suficientes instrumentos (restricciones) para la estimación de los parámetros.

A los modelos estructurales, por la simultaneidad que permiten en la matriz Φ_0 , se les denomina modelos de ecuaciones simultáneas, SEM (simultaneous equation models). Si en los modelos estructurales se despeja el vector Y_t premultiplicando el modelo para la matriz Φ_0^{-1} , se obtiene un modelo VARMAX con las restricciones que se derivan del modelo estructural. A ese modelo resultante se le denomina modelo de forma reducida (RF) y se trata de un modelo de los que se han denominado estadísticos.

Los modelos, que en terminología tomada de la literatura de series temporales, hemos denominado modelo VARX o VARMAX no son más que modelos de forma reducida en la terminología econométrica.

La discusión llevada a cabo en este epígrafe sobre modelos estructurales es válida para modelos sobre datos de corte transversal, si bien, en tal caso las formulaciones SEM y de forma reducida serán mucho más sencillas ya que no tendrán una dimensión dinámica.

(4) Enfoque de información limitada: planteamiento uniecuacional

El objetivo último de este enfoque es que el analista pueda escoger entre

realizar un estudio complejo que optimice la información disponible, o un análisis más sencillo, donde la sencillez tendrá un coste determinado que será aceptable o no en función del tipo de resultados requeridos.

Los estimadores que se manejan en el análisis estadístico-econométrico de series temporales se valoran, entre otras, en función de dos características, la consistencia y la eficiencia. El tratamiento multiecuacional del sistema garantiza la obtención de estimadores consistentes y eficientes; en cambio, si el sistema no es recursivo, el planteamiento uniecuacional dará lugar, salvo las excepciones señaladas, a estimadores ineficientes e incluso, según el tipo de modelos, inconsistentes.

El problema de inconsistencia que aparece con los modelos estructurales no se puede, en el caso de modelos estructurales sobreidentificados, resolver a partir de estimadores consistentes de la forma reducida no restringida, pues, para tales modelos, de dicha forma reducida no se pueden obtener los parámetros estructurales directamente. Las restricciones se pueden poner por el procedimiento de distancia mínima propuesto por Malinvaud (1966) sección 19.3, aunque dicho procedimiento, al igual que el de la máxima verosimilitud, requiere la optimización de una función no lineal, incluso para modelos lineales. Sin embargo, podemos emplear una técnica especial, denominada estimación por variables instrumentales que da estimadores lineales para procesos lineales.

En cuanto a la ineficiencia relativa a un conjunto de información mayor de los estimadores de información limitada, no hay ninguna manera de compensar la pérdida de información que, normalmente, resulta del tratamiento uniecuacional en modelos que no son recursivos. El no tener en cuenta las interrelaciones entre todas las variables endógenas del modelo forzosamente conlleva una visión limitada y parcial del sistema económico, lo que se traduce, en general, en una pérdida de precisión de los estimadores resultantes.

En ese sentido el coste de un planteamiento uniecuacional se puede medir como la pérdida de precisión, en términos de varianza de la innovación, que se produce al pasar de un tratamiento multiecuacional al uniecuacional.

Al analista le corresponde así la decisión de intercambiar eficiencia por simplificación del análisis; si prefiere la eficiencia, necesariamente deberá plantearse un modelo multivariante; si por el contrario espera que la ganancia en eficiencia no compense la mayor complejidad del modelo multivariante, puede decidirse por la solución uniecuacional.

Sin embargo, conviene señalar que la mayor eficacia del modelo completo supone que éste se puede especificar adecuadamente, ya que un error con una ecuación del mismo distinta a la ecuación de interés, puede conducir a estimadores inconsistentes. Muchas veces la formulación del modelo completo es muy compleja pero la del uniecuacional no, con lo que la mencionada pérdida de eficiencia es en esos casos más teórica que real. En tales circunstancias en las que el modelo global no se puede especificar la máxima eficiencia factible es la que se obtiene con el enfoque de información limitada. Este enfoque en cualquier caso debe verse como un procedimiento sólido frente al riesgo de errores de especificación en el resto del modelo global.

(5) El planteamiento de información limitada en sistemas cointegrados.

Cuando un sistema de ecuaciones incorpora variables endógenas no estacionarias que están cointegradas², los problemas que aparecen respecto a sistemas estacionarios son varios. Phillips (1991) realiza un excelente tratamiento de esta cuestión. Los principales resultados de dicho trabajo se pueden resumir así:

1) Es importante que la estimación de sistemas cointegrados se realice incorporando la información sobre las raíces unitarias presentes. Con ello los estimadores tienen propiedades asintóticas óptimas, y los contrastes de hipótesis pueden realizarse mediante los procedimientos habituales.

² Si no hay ninguna relación de cointegración entre ellas, diferenciando las variables se obtiene un sistema estacionario.

2) Por el contrario, si las raíces unitarias se estiman como unos parámetros más del sistema, se obtiene que las distribuciones asintóticas necesarias para la inferencia no son distribuciones de tipo estándar, con lo que es necesario tabular tales distribuciones³. Esto es cierto, tal como puntualizan Sims et al. (1990), para las variables que no se pueden expresar en una reparametrización del modelo como variables $I(0)$ con media nula.

3) Con fines de estimación e inferencia operar a partir de una ecuación extraída del sistema (enfoque uniecuacional) sólo es válido si las variables explicativas son fuertemente exógenas.

4) Si se aplica un enfoque uniecuacional cuando no se cumple la propiedad de exogeneidad anterior, se tiene que los estimadores resultantes incorporan los inconvenientes señalados en el punto segundo. Por ello en sistemas cointegrados el tratamiento simultáneo es más apremiante que en el contexto clásico de variables estacionarias.

Como comentario final se puede señalar que la teoría de la cointegración ha proporcionado una terminología que se ha aceptado y sobre todo asumido tanto en econometría como en macroeconomía, lo que ha servido para establecer una comunicación mucho más fluida entre ambas disciplinas. Además, la cointegración está sirviendo para unificar distintas metodologías econométricas. En Granger (ed., 1990) se recogen una serie de trabajos conducentes a ilustrar el estado actual de la econometría de series temporales, y en ellos se presentan las principales metodologías existentes en la actualidad. Pues bien, las siguientes metodologías: (a) de modelos uniecuacionales dinámicos con mecanismo de corrección del error (LSE), (b) de modelos VAR, o (c) de ecuaciones simultáneas, están mostrando una fuerte convergencia con el desarrollo de la teoría de la cointegración.

En efecto, la teoría de la cointegración ha puesto de manifiesto que la formulación de modelos simultáneos puede exigir la estimación de raíces unitarias, lo que conduce a problemas en la estimación y sobre todo en la contrastación a partir de tales estimaciones. Por eso, la formulación en términos de mecanismos de corrección del error es

³ Una alternativa es la empleada por Ferreti y Romo (1992) para un modelo univariante AR(1) consistente en utilizar métodos de remuestreo.

mucho más interesante, ya que con ellos los problemas anteriores desaparecen.

Sin embargo, la formulación que se emplea en la metodología de la LSE de modelos de información limitada puede ser, en presencia de variables cointegradas, extraordinariamente más compleja, con lo que la formulación del sistema multiecuacional aparece más importante. Este sistema puede ser del tipo de vectores de mecanismos de corrección del error, lo que supone una ampliación de los VAR tradicionales, mediante la incorporación de dichos mecanismos.

Todos estos puntos aparecen tratados con profundidad en los excelentes trabajos de Phillips (1991) y Johansen (1988, 1991 y 1992).

En la teoría de la cointegración, las variables integradas se consideran orden uno o de orden dos, pero ninguna de las dos hipótesis es plenamente aceptable para describir el comportamiento a largo plazo de las variables económicas que muestran crecimiento. Una generalización se encuentra en la teoría de diferenciación fraccional, en que el orden de integración de las variables integradas puede tomar cualquier valor a partri de 0,5. En economía la diferenciación fraccional entre 0,5 y 1,5 parece muy prometedora hacia el futuro.

7.- DISEÑO Y EVALUACIÓN DE MODELOS ECONOMÉTRICOS

En la construcción de un modelo econométrico está presente el proceso reductor descrito, en el que se introducen supuestos que implican, en general, restricciones sobre el comportamiento de las variables observadas, por lo que son susceptibles de contrastación. En consecuencia, para asegurarnos que el modelo empleado en un determinado estudio cumple con el principio de adecuación estadística mencionado anteriormente, será necesario evaluarlo. Asimismo, en el proceso de diseño de un modelo habrá que contrastar si la característica que una determinada reducción supone es compatible con los datos.

Con ello tenemos que en el aprendizaje econométrico, siendo importantes las

técnicas de estimación, no constituyen el único tema central de la disciplina. Las técnicas de estimación han dominado excesivamente en una orientación econométrica, que podemos calificar de incorrecta, pero muy extendida, a la que Spanos (1986) denomina "enfoque econométrico de libro de texto" y Gilbert (1986) "enfoque econométrico AER" ("average economic regression").

En este enfoque la Teoría da cuenta de toda la información que hay en los datos, excepto un cierto error de carácter no sistemático, que es el único elemento aleatorio en el modelo econométrico. Es decir, los supuestos estocásticos se realizan exclusivamente sobre los errores. Como señala Spanos (1986), en el capítulo introductorio, esto supone utilizar la Econometría para proveer cifras a nuestras propias construcciones rechazando el objetivo de explicar los fenómenos de interés.

En contraposición a lo anterior, en el enfoque econométrico que se deriva de lo que llevamos dicho, se tiene que los temas centrales de la disciplina vienen determinados por una metodología de "diseño, estimación y evaluación" necesaria para la construcción de modelos. Como señalan Ericsson y Hendry (1985), pág. 261, este enfoque está dentro del espíritu de la metodología Box-Jenkins para el análisis univariante. No obstante, en el enfoque econométrico en el que esta memoria se entronca, se pone cierto énfasis en el modelo contemplado más general, con el fin de establecer una medida para la varianza innovacional. Además, la Teoría Económica y, como se explica más adelante, los modelos previamente existentes juegan también un papel importante.

En consecuencia la enseñanza de la Econometría, que se desarrolla en los programas adjuntos en esta Memoria tiene muy en cuenta la problemática de diseño y evaluación de modelos. Tales actividades en el proceso de modelización giran en torno a un conjunto de criterios asociados a características que, en las distintas etapas del proceso reductor, se supone que deben satisfacer los modelos y que se contrastan mediante una batería de estadísticos.

Desde el punto de vista del diseño de un modelo, el que los datos no rechacen un criterio se interpreta como que no hay pérdida de información por adoptar la reducción

asociada al mismo. Desde el punto de vista de la evaluación un criterio es una hipótesis nula, sobre la que se desea determinar su validez. Así pues, la inferencia y contrastación de hipótesis en la construcción de modelos están plenamente vinculadas a los fundamentos y esquemas estadísticos de los que se han derivado éstos. Diseño, evaluación y rediseño de modelos son aspectos que se cubren sistemáticamente en todos los programas de Econometría de la Licenciatura y el Doctorado.

En consecuencia, la enseñanza de la econometría no puede realizarse proponiendo una secuencia de instrumentos prácticos cada vez más complejos, despreocupándose de la conexión teórica que entre ellos existe, sino que desde el principio deben presentarse los fundamentos estadísticos en los que la tarea econométrica cobra su sentido y justificación, así como el planteamiento que de ellos se deriva para la modelización econométrica. La enseñanza de la Econometría tiene poco sentido, si alguno, si no está orientada hacia la aplicación práctica, y, precisamente, para que tal aplicación pueda hacerse con confianza y produciendo resultados con garantías de objetividad, es necesario que se base en una formación teórica adecuada.

BIBLIOGRAFÍA

- Alvarez, L.J., J.C. Delrieu y A. Espasa, (1992), "Aproximación lineal por tramos a comportamientos no lineales: estimación de señales de nivel y de crecimiento", ponencia presentada al International Workshops on Seasonal Adjustment Methods and Diagnostics, Washington. Working Paper, Universidad Carlos III de Madrid.
- Anderson, T.W., (1971), The Statistical Analysis of Time Series, Wiley, Nueva York.
- Banerjee, A. y D.F. Hendry, (1992), "Testing integration and cointegration: an overview", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54, 3.
- Banerjee, A., et al. (1992), Cointegration, Error-Correction and the econometric analysis of non-stationary data.
- Bollerslev, T., (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", Journal of Econometrics, 31, 307-327.
- Bowden, R. y D. Turkington, (1984), Instrumental Variables, Cambridge University Press, Cambridge.
- Box, G.E.P. and D.A. Pierce, (1970), "Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-integrated Moving Average Time Series Models", Journal of the American Statistical Association, 65, 332, 1509-1526.
- Brunner, K. y A.H. Meltzer, (eds. 1976), "Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy: The Phillips Curve and Labor Markets", Suplement to the Journal of Monetary Economics, v. 1.
- Burns, A.F. y W.C. Mitchell, (1946), Measuring Business Cycles, New York: National Bureau of Economic Research.

- Campos, J., N.R. Ericsson y D.F. Hendry, (1990), "An analogue model of Phase-averaging procedures", Journal of Econometrics, v. 43, n° 3, págs. 275-292.
- Cancelo, J.R. y A. Espasa, (1991a), "Forecasting Daily Demand for Electricity with Multiple-Input Nonlinear Transfer Function Models: a case of study", Working Paper 91-21, Departamento de Economía de la Universidad Carlos III de Madrid.
- Cancelo, J.R. y A. Espasa, (1991b), "Threshold Modelling of Nonlinear Dynamic Relationships: An Application to a Daily Series of Economic Activity", Working paper 9105, Universidad Carlos III de Madrid.
- Ciomba, P. (1910), Grundriss einer Oekonometrie und die auf der Nationaloekonomie aufgebaute natürliche Theorie der Buchhaltung, Lwow (Lernberg).
- Cox, D.R. (1961), "Tests of Separate Families of Hypotheses", in J. Neyman (ed), Proceedings of the Four Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability, Berkeley, University of California Press, vol. 1, 105-123.
- Cox, D.R. (1962), "Further Results on Tests of Separate Families of Hypotheses", Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 24, 2, 406-424.
- Chow, G.C. (1960), "Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions", Econometrica, 28, 3, 591-605.
- Delgado, M., (1992), "Semiparametric Generalized Least Squares in the multivariate nonlinear regression model", Econometric Theory, v. 8, págs. 203-222.
- Delgado, M.A. y P.M. Robinson (1992), "Nonparametric and semiparametric methods for economic research", Journal of Economic Surveys, v. 6, n° 3, págs. 203-249.
- Duesenberry, J., G. Fromm, L.R. Klein y E. Kuh, (1965), The Brookings Quarterly Econometric Model of the USA, North-Holland, Amsterdam.

- Durbin, J., (1954), "Errors in Variables", Review of the Institute of International Statistics, v. 22, 23-31.
- Durbin, J. and G.S. Watson, (1950), "Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression. I", Biometrika, 37, 3 and 4, 409-428.
- Durbin, J. and G.S. Watson, (1951), "Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression. II", Biometrika, 38, 1 and 2, 159-178.
- Engle, R.F., (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedsticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", Econometrica, 50, 4, 987-1007.
- Engle, R. y C.W.J. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Regression, Estimation and Testing", Econometrica, vol. 55, 251-276.
- Engle, R.F., G.W.J. Granger, J. Rice y A. Weiss, (1986), "Semiparametric estimates of the relation between weather and electricity sales", Journal of the American Statistical Association, 81, págs. 310-320.
- Engle, R.F. y D. Hendry (1989), "Testing SuperExogeneity and Invariance", Discussion Paper 8951, Department of Economics, University of California at San Diego.
- Engle, R.F.; D. Hendry y J.F. Richard (1983), "Exogeneity", Econometrica, vol. 51, 277-304.
- Epstein, R.J., (1987), A History of Econometrics, North-Holland.
- Ericsson, N.R. (1991), "Cointegration, Exogeneity and Policy Analysis; an Overview", International Finance Discussion Papers, num 415, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Ericsson, N.R., J. Campos y H.A. Tran (1990), "PC-GIVE and David Hendry's

Econometrics Methodology", Revista de Econometría, v. X, nº 1, págs. 7 a 117, abril.

Ericsson, N.R., y D.F. Hendry, (1985), "Conditional Econometric Modeling: An application to New House Prices in the United Kingdom", Chapter 11 in A.C. Atkinson and S.E. Fienberg (eds) A Celebration of Statistics: The ISI Centenary Volume, New York: Springer-Verlag, 251-285.

Escribano, A., A. Espasa y D. Peña, (1992), "Econometric Models and Multiple Time Series", Proceedings of the American Statistical Association.

Espasa, A. (1973), "Modelos Macroeconómicos: Simultaneidad y Recursividad, Estimación y Observaciones Escasas", Cuadernos de Economía, vol. 1, num 1, 3-26. En Cuadernos de Economía, vol. 1, num 2, se encuentra una lista de erratas de este artículo.

Espasa, A. (1975), A wages-prices inflation model for United Kingdom, 1950-1970: Its specification and estimation by classical and spectral methods, Tesis doctoral no publicada, London School of Economics and Political Science.

Espasa, A., y J.R. Cancelo, (1989), "Modelos univariantes en el análisis económico", Revista Española de Economía, v. 6, nº 1-2, 85-107.

Espasa, A. y J.R. Cancelo, (1991), "Model Based Measures of Contemporaneous Economic Growth", Working-Paper 91-22, Departamento de Economía, Universidad Carlos III de Madrid.

Espasa, A. y J.R. Cancelo, (1992), Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica, Alianza Editorial.

Espasa, A. y D. Peña, (1990), "Los modelos ARIMA, el estado de equilibrio en variables económicas y su estimación", Investigaciones Económicas, v. XIV, 191-211.

- Ferreti, N.E. y Romo, J.J., (1992), "Bootstrapping unit root AR(1) models", Working Paper 92-22, Universidad Carlos III de Madrid.
- Fisher, R.A., (1922), "The Goodness of Fit of Regression Formulae, and the Distribution of Regression Coefficients", Journal of the Royal Statistical Society, 85, 4, 597-612.
- Fisher, R.A., (1925), Statistical Methods for Research Workers, Edimburgo, Oliver y Boyd.
- Fisher, F.M., (1965), "The Choice of Instrumental Variables in the Estimation of Economy-Wide Econometric Models", en J. Duesenberry et al. (eds., 1965), capítulo 15.
- Florens, J.P. y M. Mouchard, (1985a), "Conditioning in Dynamic Models", Journal of Time Series Analysis, vol. 6, n° 1, págs. 15 a 34.
- Florens, J.P. y M. Mouchard, (1985b), "A Linear Theory for Noncausality", Econometrica, 53, 1, 157-175.
- Friedman, M. y A.J. Schwartz, (1982), Monetary Trends in the United States and the United Kingdom: Their Relation to Income, Prices and Interest Rates, 1867-1975, Chicago, University of Chicago Press.
- , (1991), "Alternative Approaches to Analyzing Economic Data", American Economic Review, marzo, págs. 39 y sgtes.
- Frish, R., (1926), "Sur un problème d'économie pure", Norsk Matematisk Forenings skrifter.
- Frish, R., (1936), "Note on the term "Econometrics"", Econometrica, vol. 4, págs. 95.
- Frisch, R., (1933), "Editorial", Econometrica, vol. 1, págs. 1 a 4.
- Geary, R.C., (1949), "Determination of Linear Relations between Systematic Parts of

Variables with Errors of Observations, the Variances of Which are Unknown", Econometrica, vol. 17, 30-58.

Gilbert, C.L., (1986), "Professor Hendry's Econometric Methodology", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 48, 3, 283-307.

Gilbert, C.J., (1989), "LSE and the British Approach to Time Series Econometrics", Oxford Economic Papers, vol. 25, University of Chicago Press, Chicago.

Godfrey, L.G., (1978), "Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables", Econometrica, 46, 6, 1293-1301.

Goldberger, A.S., (1991), A Course in Econometrics, Harvard University Press, Cambridge.

Granger, C.W.J., (1990), Modelling Economic Series, Clarendon Press, Oxford.

Granger, C.W.J. y T. Teräsvirta, (1992), Modelling Dynamic Nonlinear Relationships.

Haavelmo, T., (1943), "The Statistical Implications of a System of Simultaneous Equations", Econometrica, vol. 11, 1-12.

Haavelmo, T., (1944), "The Probability Approach in Econometrics", Econometrica, 12, Supplement, 1-118.

Harvey, A.C., (1981), The Econometric Analysis of Time Series, Oxford, Phillip Allan.

Harvey, A.C., (1989), Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter, Cambridge University Press, Cambridge.

Hastay, M., (1951), review of T.C. Koopmans (ed), "Statistical Inference in Dynamic Economic Models, Journal of the American Statistical Association, 46, 388-90.

- Hendry, D.F., (1976), "The Structure of Simultaneous Equation Estimators", Journal of Econometrics, vol. 4, 51-88.
- Hendry, D.F., (1983), "Econometric Modeling: The "Consumption Function" in Retrospect", Scottish Journal of Political Economy, vol. 30, 193-406.
- Hendry, D.F., (1986), "Econometric Modelling with Cointegrated Variables: an overview", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 48, 3, 201-212.
- Hendry, D.F., (1987), "Econometric Methodology: A Personal Perspective", Capítulo 10 en T. F. Bewley (ed.), Advances in econometrics: Fifth World Congress, Cambridge: Cambridge University Press, v. 2, 29-48.
- Hendry, D.F., (1992), Lectures on Econometric Methodology, Oxford University Press.
- Hendry, D.F. y N.R. Ericsson, (1991), "An econometric analysis of U.K. money demand in Monetary Trends in the United States and the United Kingdom by Milton Friedman and Anna J. Schwartz", American Economic Review, marzo, págs. 8 a 38.
- Hendry, D.F., E.Z. Leamer y D.J. Poirier (1990), "The ET dialogue: a contribution on econometric methodology", Econometric Theory, v. 6, págs. 171 a 261.
- Hendry, D.F., A.R. Pagan, y J.D. Sargan, (1984), "Dynamic Specification", Capítulo 18 en Z. Griliches y M.D. Intriligator, (eds), Handbook of Econometrics, Amsterdam: North-Holland, v. 2, 1023-1100.
- Hendry, D.F. y J.F. Richard, (1982), "On the formulation of Empirical Models in Dynamic Econometrics", Journal of Econometrics, vol. 20, nº 3, 3-33. Recogido posteriormente en el capítulo 14 de Granger (1990).
- Hendry, D. F. y J. F. Richard, (1983), "The Econometric Analysis of Economic Time Series", (con discusión), International Statistical Review, vol. 51, 111-163.

- Hendry, D.F. y J.F. Richard, (1989), "Recent Developments in the Theory of Encompassing", Capítulo 12 en B. Cornet y H. Tulkens (eds.), Contributions to Operations Research and Economics: The Twentieth Anniversary of CORE, Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 393-440.
- Hendry, D.F., A. Spanos y N.R. Ericsson, (1989), "The Contributions to Econometrics in Trygve Haavelmo's, The Probability Approach in Econometrics, Sosial okonomen, 43, 11, 12-17.
- Hendry, D.F. y K.F. Wallis, (eds. 1984), Econometrics and Quantitative Economics, Basil Blackwell.
- Hood, W.C. y T.C. Koopmans, (1953), (eds.), Studies in Econometrics Method, Cowles Commission Monograph 14, New York: Wiley.
- Jarque, C.M. and A.K. Bera, (1980), "Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals", Economic Letters, 6, 3, 255-259.
- Jenkins, G.M., (1979), Practical Experiences with modelling and forecasting time series, Gwilym Jenkins and Partners, Lancaster.
- Johansen, S., (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors", Journal of Economic Dy. and Control, v. 12, págs. 235-254.
- , (1991), "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models", Econometrica, 59, págs. 1551 a 1580.
- Johansen, S., (1992), "Cointegration in partial systems", Journal of Econometrics, vol. 52, págs. 389-402.
- Johnston, J., (1963), Econometric Methods, New York, McGraw-Hill.

- Judge, G.G., W.E. Griffiths, R. Hill, H. Lütkepohl y T. Lee, (1985), The Theory and Practice of Econometrics, John Wiley & Sons, Nueva York.
- Kalman, R.E., (1960), "A new approach to linear filtering and prediction problems", Journal of Basic Engineering, Transactions, ASME. Series D 82, 35-45.
- King, R.G., C.I. Plosser, J.H. Stock, M.W., Watson, (1991), "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", American Economic Review, vol. 81, 819-840.
- Koch, P.D. y R.H. Rasche, (1988), "An Examination of the Commerce Department Leading-Indicator Approach", Journal of Business and Economic Statistics, v. 6, 167-187.
- Kolmogorov, A., (1933), Foundations of the Theory of Probability, publicado en 1950 por Chelsea, Nueva York.
- Koopmans, T.C., (1947), "Measurement Without Theory", Review of Economic Statistics, 29, 161-72.
- Koopmans, T.C., (1949), "Reply to Rutledge Vining", Review of Economics and Statistics, 31, 86-91.
- Koopmans, T.C., (1950), (eds.), Statistical Inference in Dynamic Economic Models, Monografía 10 de la Cowles Commission for Research in Economics, Wiley, Nueva York.
- Levy, P., (1937), Théorie de l'addition des variables aléatoires, París.
- Ljung, G.M. y G.E.P. Box, (1978), "On a measure of lack of fit in time series models", Biometrika, 66, págs. 67-72.
- Lucas, R.J., (1976), "Econometric Policy Evaluation: a Critique", en K. Brunner y A.H.

- Meltzer (eds, 1976), 19-46.
- Lütkepohl, H., (1991), Introduction to Multiple Time Series Analysis, Springer-Verlag.
- Mackinnon, J.G., (1983), "Model specification test against non-nested alternatives", Econometric Reviews, vol.2, nº 1, págs. 85-158.
- Malinvaud, E., (1966), Statistical Methods of Econometrics, North-Holland.
- Mann, H.B. y A. Wald, (1943), "On the Statistical treatment of linear Stochastic Difference Equations", Econometrica, v. 11, págs. 173 a 220.
- Maravall, A., (1992), "Stochastic Linear Trends: Models and Estimators", mimeo, European University Institute.
- Mentz, R.P., E. de Alba, A. Espasa y P.A. Morettin, (eds. 1989), Statistical Methods for Cyclical and Seasonal Analysis, Interamerican Statistical Institute, Panama.
- Mizon, G.E., (1984), "The Encompassing Approach in Econometrics", en D. Hendry y K. F. Wallis, (eds. 1984), 135-172.
- Mizon, G.E. y J. F. Richard, (1986), "The Encompassing Principle and its Application to Testing Non-Nested Hypothesis", Econometrica, vol. 54, 657-678.
- Morales, E., J.F. Izquierdo y A. Espasa, (1991), "Análisis coyuntural de los precios al consumo en las comunidades autónomas españolas: aplicación a Castilla-León", Documento de Trabajo 91-08, Universidad Carlos III de Madrid.
- Morgan, M.S., (1990), The History of Econometric Ideas, Cambridge University Press.
- Neyman, J. (1937), Lectures and Conferences on Mathematical Statistics, Washington.

- Nicholls, D.F. and A.R. Pagan, (1983), "Heteroscedasticity in Models with Lagged Dependent Variables", Econometrica, 51, 4, 1233-1242.
- Pagan, A., (1987), "Three econometric methodologies: critical appraised", Journal of Econometric Surveys, n.1, págs. 2- 24.
- Pesaran, M.H., (1974), "On the General Problem of Model Selection", Review of Economic Studies, 41, 2, 153-171.
- Pesaran, M.H., (1982) "Comparision of local power of alternative tests of non-nested regression models", Econometrica, septiembre, vol. 50, págs. 1287 a 1305.
- Pesaran, M. H., (1987) "Econometrics", in Econometrics, the New Palgrave, págs. 1 a 34, J. Eatwell, M. Hilgate y P. Newman (eds.)
- Phillips, P.C.B., (1988), "Reflections on Econometric Methodology", Economic Record, 64, 187, 344-359.
- Phillips, P.C.B., (1991), "Optimal Inference in Cointegrated Systems", Econometrica, 59, 2, 283-306.
- Quenouille, M.H., (1957), The Analysis of Multiple Time Series, Griffin, Londres.
- Ramsey, J.B., (1969), "Tests for Specification Errors in Classical Linear Least-squares Regression Analysis", Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 31, 2, 350-371.
- Raymond, J.L., (1992), "Análisis coyuntural y modelos macroeconómicos", documento de trabajo 88/92, Fundación Fondo para la Investigación Económica y Social, Madrid.
- Reiersol, O., (1941), "Confluence Analysis by Means of Lag Moments and Other Methods of Confluence Analysis", Econometrica, v. 9, 1-24.

- Reiersol, O., (1945), "Confluence Analysis by Means of Instrumental Sets of Variables", Arkiv for Matematik, Astronomi och Fysik, Almquist and Wicksells Boktryckeri-AB, Uppsala, 1-119.
- Revilla, P., R. Rey y A. Espasa, (1989), "Characterization of Production in Different Branches of Spanish Industrial Activity, by Means of Time Series Analysis", trabajo presentado al Congreso Europeo de la Econometric Society, Munich, agosto, 1989. Aparecido posteriormente como Working-Paper 91-28, Departamento de Economía, Universidad Carlos III de Madrid.
- Robinson, P.M., (1991), "Applications of Semiparametric Modelling in Economics", Revista Española de Economía, v. 8, nº 1, págs. 53-60.
- Samuelson, P.A., T.C. Koopmans y J.R.N. Stone, (1954), "Report of the evaluative committee for Econometrica", Econometrica, vol. 22, págs. 141 a 146.
- Sargan, J.D., (1958), "The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables", Econometrica, 26, 3, 393-415.
- Sargan, J.D., (1964), "Wages and Prices in the United Kingdom: a study in econometric methodology", en P. Hart, G. Mills y J. Whitaker (eds), Econometric Analysis for National Economic Planning, Butterworths, Londres.
- Sargan, J.D., (1980), "The Consumer Price Equation in the Post War British Economy: an Exercise in Equation Specification Testing", Review of Economic Studies, vol 47, 113-135.
- Sargent, T.J. y C.A. Sims, (1977), "Business Cycle Modelling without Pretending to have too much a priori economic theory", en Sims (1977).
- Sims, C.A., (1980), "Macroeconomics and Reality", Econometrica, vol. 48, 1-48. Posteriormente publicado como capítulo 8 en Granger (1990).

- Sims, C.A., J. H. Stock y M.W. Watson, (1990), "Inference in Linear Time Series Models with some unit roots", Econometrica, v. 58, n° 1, 113-144.
- Spanos, A., (1986), Statistical Foundations of Econometric Modelling, Cambridge University Press, Cambridge.
- Spanos, A., (1988), "Error autocorrelation revisited: the AR(1) case", Econometric Reviews, 6, 2, págs. 285-294.
- Spanos, A., (1989), "On rereading Haavelmo: a retrospective view of econometric modeling", Econometric Theory, vol. 5, págs. 405-29.
- Spanos, A., (1990), "The simultaneous equations model revisited: statistical adequacy and identification", Journal of Econometrics.
- Taylor, S.J., (1986), Modelling Financial Time Series, John Wiley, Chichester.
- Tiao, G.C. y G.E.P. Box, (1981), "Modeling multiple time series with application", Journal of the American Statistical Association, vol. 76, 802-816.
- Vining, R., (1949), "Koopmans on the Choice of Variables to be Studied and of Methods of Measurement", Review of Economic and Statistics, 31, 77-86.
- White, H., (1980), "A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedascity", Econometrica, 48, 4, 817-838.
- White, H., (1984), Asymptotic Theory for Econometricians, Academic Prees, Inc., Economic Theory, Econometrics, and Mathematical Economics.
- Wilks, S.S., (1943), Mathematical Statistics, Princeton.
- Wilks, S.S., (1937), Statistical Inference, Princeton.

Wold, H., (1954), "Causality and Econometrics", Econometrica, vol. 22, 162-177.

Wold, H., (1960), "A Generalization of Causal Chain Models", Econometrica, vol. 28, 443-463.

Wold, H., (1964), Econometric Model Building: Essays on the Causal Chain Approach, North-Holland.

Zellner, A., (1962), "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias", Journal of the American Statistical Association, vol. 57, 348-368.

WORKING PAPERS 1994

Business Economics Series

- 94-25 (01) Carlos Ocaña and J. Ignacio Peña
"Why are there merger waves?"
- 94-26 (02) J. Ignacio Peña
"Daily seasonalities and stock market reforms in Spain"
- 94-27 (03) J. Ignacio Peña
"Stock market microstructure in Spain: a note"
- 94-28 (04) Carlos Ocaña, J. Ignacio Peña and Dolores Robles
"Mergers and takeovers in Spain: empirical evidence on abnormal returns and insider trading"
- 94-29 (05) J. Ignacio Peña and Esther Ruiz
"Stock market regulations and international financial integration: the case of Spain"
- 94-42 (06) Alejandro Balbás and Alfredo Ibáñez
"When can you immunize a bond portfolio?"
- 94-43 (07) Salvador Carmona, Mahmoud Ezzamel and Fernando Gutiérrez
"Control and cost accounting practices in the spanish royal tobacco factory"
- 94-44 (08) Isabel Gutiérrez and Salvador Carmona
"Ambiguity in multicriteria quality decisions"

Economics Series

- 94-01 (01) Javier Estrada
"Insider trading: regulation or taxation?"
- 94-06 (02) Javier Ruiz-Castillo
"A complete model for welfare analysis"
- 94-08 (03) Pablo Andrés Neumeyer
"The efficiency of financial markets with high inflation"
- 94-10 (04) Javier Ruiz-Castillo
"The evolution of the standard of living in Spain, 1973-74 to 1980-81"
- 94-13 (05) Javier Estrada
"Crime and punishment: an introductory analysis in a noncooperative framework"

- 94-14 (06) Manuel Santos, Antonio Ladrón de Guevara and Salvador Ortigueira
"Equilibrium Dynamics in two-sector models of endogenous growth"
- 94-16 (07) Emmanuel Petrakis, Eric Rasmusen and Santanu Roy
"The learning curve in a competitive industry"
- 94-17 (08) José Luis Ferreira
"Endogenous formation of coalitions in non-cooperative games"
- 94-18 (09) Praveen Kujal
"A comparison of the distributive effects of price controls and firm-specific quantity restrictions in posted-offer markets"
- 94-19 (10) R. Franciosi, P. Kujal, R. Michelitsch and V. Smith
"Experimental tests of the endowment effect"
- 94-20 (11) G. Deng, R. Franciosi, P. Kujal, R. Michelitsch and V. Smith
"Fairness: effect on temporary and equilibrium prices in posted-offer markets"
- 94-21 (12) Juan Enrique Martínez-Legaz and Manuel Santos
"On expenditure functions"
- 94-23 (13) Diego Moreno
"Strategy-proof allocation mechanisms for economies with public goods"
- 94-24 (14) Diego Moreno
"Strategy-proof mechanisms with monotonic preferences: the case of pure public goods economies"
- 94-33 (15) Emmanuel Petrakis
"Technology diffusion in a differentiated industry"
- 94-34 (16) Javier Estrada
"Insider trading: regulation, securities markets, and welfare under risk neutrality"
- 94-35 (17) E. Moreno and Carlos Hervés
"Strategic equilibrium in economies with a continuum of agents"
- 94-36 (18) Antonio Tena
"The Spanish foreign sector, 1885-1985. Trends and structure"
- 94-38 (19) Javier Díaz-Giménez and Edward C. Prescott
"Real returns on government debt: a general equilibrium quantitative exploration"
- 94-39 (20) Iñigo Herguera, Emmanuel Petrakis and Praveen Kujal
"Trade restrictions and endogenous quality choice"
- 94-40 (21) David de la Croix and Omar Licandro
"Irreversibility, uncertainty and underemployment equilibria"
- 94-41 (22) Praveen Kujal
"A proof of first-order stochastic dominance for quantity constrained oligopolies"

- 94-45 (23) Leandro Prados and Jorge C. Sanz
"Growth and macroeconomic performance in Spain, 1939-1993"
- 94-46 (24) Leandro Prados
"Terms of trade and backwardness: testing the Prebisch doctrine for Spain and Britain during the industrialization"
- 94-53 (25) Diego Moreno and John Wooders
"Coalition-proof equilibrium"
- 94-54 (26) Salvador Ortiguera and Manuel Santos
"On convergence in endogenous growth models"
- 94-55 (27) John Wooders
"Equilibrium in a market with intermediation is walrasian"
- 94-56 (28) John Wooders
"Bargaining and matching in small markets"

Statistics and Econometrics Series

- 94-02 (01) Luis R. Pericchi and Bruno Sansó
"A note on bounded influence in bayesian analysis"
- 94-03 (02) Jorge Muruzábal and Alberto Muñoz
"Diffuse pattern learning with Fuzzy ARTMAP and PASS"
- 94-04 (03) Daniel A. Coleman
"A fixed-width interval for $1/\beta$ in simple linear regression"
- 94-05 (04) Daniel A. Coleman
"A fixed-width interval for α/β in regression"
- 94-07 (05) Pedro Delicado
"Using bootstrap to derive a prior distribution"
- 94-09 (06) Ali S. Hadi and Hans Nyquist
"Sensitivity analysis in statistics"
- 94-11 (07) Miguel A. Delgado and Juan Mora
"Nonparametric and Semiparametric estimation with discrete regressors"
- 94-12 (08) D.A. Lane and J. Muruzábal
"On learning and model building: an alternative to Bayes"
- 94-15 (09) Antonio Cuevas and Juan Romo
"Smoothed bootstrap: some asymptotic validity results"
- 94-22 (10) Jesús Juan and Francisco Javier Prieto
"A subsampling method for the computation of multivariate estimators with high

breakdown point"

- 94-30 (11) Juan Mora
"Semiparametric testing of non-nested models: an application to Engel Curves specification"
- 94-31 (12) Juan Mora
"Semiparametric linear regression with censored data and stochastic regressors"
- 94-32 (13) Ana Justel, Daniel Peña and Rubén Zamar
"A multivariate Kolmogorov-Smirnov test of goodness of fit"
- 94-37 (14) Ricardo A. Maronna and Victor J. Yohai
"Robust Estimation in Simultaneous Equations Models"
- 94-47 (15) Alvaro Escribano and Oscar Jordá
"Testing nonlinearity: decision rules for selecting between logistic and exponential star models"
- 94-48 (16) Miguel A. Delgado and Javier Hidalgo
"Nonparametric estimation of structural break points"
- 94-49 (17) Miguel A. Delgado and Thomas J. Kniesner
"Count data models with variance of unknown form - an application to a hedonic model of worker absenteeism"
- 94-50 (18) Miguel A. Delgado and Peter M. Robinson
"Optimal spectral kernel for long-range dependent time series"
- 94-51 (19) Miguel A. Delgado, Qi Li and Thanasis Stengos
"Nonparametric specification testing of non-nested econometric models"
- 94-52 (20) Pedro Delicado and Juan Romo
"Goodness-of-fit tests for random coefficient regressions"

DOCUMENTOS DE TRABAJO 1994

Serie de Economía

- 94-06 (01) Luis Rodríguez Romero y Fidel Castro Rodríguez
"Aspectos económicos de la configuración del sector eléctrico en España: ¿una falsa competencia referencial?"
- 94-07 (02) Santos Pastor
"Qué hacer en los conflictos fiscales. Un análisis económico de las propuestas de actas de conformidad"
- 94-09 (03) Javier Ruiz-Castillo

"Características geográficas y socioeconómicas en la evolución del nivel de vida en España, 1973-74 a 1980-81"

- 94-10 (04) Javier Ruiz-Castillo
"La situación relativa de los hogares retirados y otros inactivos desde 1973-74 a 1980-81"
- 94-12 (05) María Dolores Alonso-Colmenares, Ana Lara, Raquel Arévalo y Javier Ruiz-Castillo
"La encuesta de presupuestos familiares de 1980-81"
- 94-13 (06) Apéndice 1. Códigos relativos a gastos de consumo
"La encuesta de presupuestos familiares de 1980-81"
- 94-14 (07) Cristina Domingo
"El catastro del marqués de la Ensenada (c. 1750)"
- 94-17 (08) Carlos San Juan
"Política de precios frente a ayudas directas"

Serie de Economía de la Empresa

- 94-03 (01) Alejandro Balbás y Miguel A. López
"Sobre el teorema de Leontief"
- 94-19 (02) Salvador Carmona y Rafael Donoso
"Precios, espíritu de beneficios y sistemas de costes"

Serie de Estadística y Econometría

- 94-01 (01) Antoni Espasa
"Aproximaciones a la Econometría"
- 94-02 (02) Esther Ruiz
"Modelos para Series Temporales Heterocedásticas"
- 94-04 (03) Ana Justel, Daniel Peña y María Jesús Sánchez
"Grupos de atípicos en modelos econométricos"
- 94-05 (04) Juan Romo
"Técnicas bootstrap en Econometría: una introducción"
- 94-08 (05) Teresa Villagarcía
"Análisis econométrico del tránsito a la jubilación para trabajadores de edad avanzada"
- 94-11 (06) Rosario Romera Ayllón
"La enseñanza de los procesos estocásticos en Ingeniería e Informática"
- 94-15 (07) Antoni Espasa

"Fundamentos, información estadística y procedimientos en el análisis de la coyuntura macroeconómica"

94-16 (08) Antoni Espasa y José Ramón Cancelo
"El cálculo del crecimiento de variables económicas a partir de modelos cuantitativos"

94-18 (09) Antoni Espasa y Fernando Lorenzo
"Una propuesta de análisis desagregado de la inflación a través de indicadores adelantados: diagnóstico sobre la situación actual española y consideraciones sobre objetivos de inflación"

94-20 (10) Antoni Espasa
"Consideraciones sobre los fundamentos y desarrollo de la econometría"

REPRINT 1994

Statistics and Econometrics Series

Antoni Espasa
"Perspectives of the Spanish economy at the beginning of 1994"

Antoni Espasa
"Domestic and foreign demands in the Spanish economy for 1994"

Antoni Espasa y Diego Moreno
"Consideraciones sobre el empleo"

Antoni Espasa
"Diagnóstico sobre la inflación en la economía española"

Antoni Espasa
"The state of an incipient recovery in the Spanish economy"

Laura de Pablos
"Algunos temas relacionados con los problemas del gasto público: los gastos de personal, la inversión pública, la deuda pública"

Laura de Pablos
"La actuación del Estado durante 1993"

Antoni Espasa y Fernando Lorenzo
"Evaluación de la desaceleración del IPC en 1994"

Antoni Espasa y Laura de Pablos
"Informe sobre la economía española"